



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão

38

**Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de *Stress*:  
um Teste para o Mercado Brasileiro**

*Frederico Pechir Gomes*  
Março, 2002

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 38	mar	2002	P. 1-35
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

# ***Trabalhos para Discussão***

Editado por:

**Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)**

(E-mail: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br))

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 38.

Autorizado por Benny Parnes (Diretor de Assuntos Internacionais).

## **Controle Geral de Assinaturas:**

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília (DF)

Telefone: (61) 414-1392

Fax: (61) 414-3165

Tiragem: 400 exemplares

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Central de Informações do Banco Central do Brasil**

Endereço: Secre/Surel/Diate

Edifício-Sede – 2º subsolo

SBS – Quadra 3 – Zona Central

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (....) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mail: [cap.secre@bcb.gov.br](mailto:cap.secre@bcb.gov.br)

[dinfo.secre@bcb.gov.br](mailto:dinfo.secre@bcb.gov.br)

# **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de *Stress*: um Teste para o Mercado Brasileiro \***

Frederico Pechir Gomes\*\*

## **Abstract**

This paper aims at verifying whether, for the Brazilian markets, option implied volatility contains information regarding large-magnitude returns in the future. Moreover, a practical tool was developed in order to capture the information provided by implied volatility. Statistical evidence shows that implied volatility in Telebrás and dollar-real options contains useful information regarding stress events in the future. Depending on the implied volatility estimate used in the analysis, the information provided by Telebrás options is captured by a practical warning system at a 92% level of confidence. In the case of implied volatility in dollar-real options, however, the practical tool proved to be inefficient. False signals were issued and stress events in the dollar-real market were not previously detected.

## **Resumo**

Trata-se de verificar se, para o mercado brasileiro, a volatilidade implícita em opções contém informações sobre eventos de *stress* no futuro, e se tais informações podem ser capturadas por meio de um sistema prático de aviso. Para tal, primeiramente foi testado o conteúdo informacional da volatilidade implícita, ou seja, verificou-se se a volatilidade implícita ajuda a explicar retornos de grande magnitude no futuro. Em seguida, foi utilizada ferramenta prática com o intuito de capturar as informações fornecidas pela volatilidade implícita. As evidências estatísticas mostraram que, para os dois mercados de opções analisados - Telebrás e Dólar Comercial - a volatilidade implícita fornece informações úteis acerca de retornos anormais no futuro. No caso de opções em Telebrás, tais informações foram capturadas a um nível de confiança de 92%, quando utilizada uma das três estimativas de volatilidade implícita consideradas na presente análise. Para o Dólar Comercial, contudo, a ferramenta prática utilizada com o objetivo de se obter sinalização para eventos de *stress* no futuro não se mostrou eficaz, tendo falhado na antecipação de retornos anormais e emitido falsos sinais.

---

\* Trabalho extraído de dissertação de Mestrado defendida junto ao Coppead/UFRJ, em dezembro/2000. A análise feita com opções em Dólar Comercial teve seus dados atualizados.

\*\* Banco Central do Brasil.

## 1. INTRODUÇÃO

É de entendimento geral que as chamadas economias emergentes podem ser caracterizadas por possuírem mercados financeiros altamente voláteis, que possibilitam a obtenção de altos retornos. Por contarem com tal característica, esses mercados deveriam ser vistos como locais atraentes para se praticar a diversificação de portfólios. As recentes crises financeiras, contudo, causaram sério impacto no “apetite” dos investidores pelas economias emergentes, levando a uma fuga em massa de capitais.

Diante disso, como bem observam POWNALL e KOEDIJK (1999), há uma espécie de consenso em torno da necessidade de se assegurar um sistema financeiro estável, capaz de identificar, medir e controlar o risco financeiro. Nesse sentido, uma série de mudanças na regulamentação dos mercados vem sendo introduzida em escala mundial. O objetivo é disseminar a prática do gerenciamento de risco como forma de evitar danos potenciais oriundos de crises bancárias e risco sistêmico. POWNALL e KOEDIJK (1999) apontam mudanças na regulamentação em duas dimensões: a imposição, por parte do Comitê da Basileia, de exigências mínimas de capital para instituições financeiras<sup>1</sup>, e a adoção de ferramenta do tipo *Value at Risk* como técnica de gerenciamento de risco.

Bancos, agora, são obrigados a ter capital suficiente para fazer frente a grandes perdas potenciais. As diversas crises bancárias que aconteceram nos últimos anos indicam que as técnicas de gerenciamento de risco utilizadas durante os períodos de turbulência não foram capazes de capturar a verdadeira magnitude do risco incorrido. Isso acontecia, e ainda acontece, provavelmente porque, conforme afirmam BLEJER e SCHUMACHER (1998), grande parte dos modelos de avaliação de risco foram construídos com o pressuposto de normalidade da distribuição dos retornos dos ativos. Sabe-se, contudo, que as distribuições das mudanças nos preços dos ativos possuem caudas mais “gordas” que as previstas por uma distribuição normal. Isso significa dizer que o cálculo da probabilidade de um resultado negativo tem menos precisão onde se faz mais necessário: nas caudas. Assim, o uso da variância estimada da distribuição de retornos

---

<sup>1</sup> Basle Committee on Banking Supervision. *Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks*, **Basle Report** 24, BIS, 1996.

de determinado ativo como única medida de risco pode levar a subestimar fortemente o verdadeiro risco envolvido na posição.

As questões relevantes, então, são como superar o problema de caudas “gordas” e que ferramentas o gerenciador de risco deve utilizar, de forma a considerar a ocorrência de movimentos extremos no futuro. Várias técnicas foram criadas e vêm sendo utilizadas na tentativa de se evitar o viés da cauda. Entre essas técnicas pode-se mencionar o *stress testing*, uma particularidade da teoria dos valores extremos que, por intermédio de simulações, examina os efeitos sobre os portfólios de movimentos muito grandes ou atípicos em variáveis financeiras centrais. Como bem observa MALZ (2000), gerenciadores de risco deveriam aplicar testes de *stress* não apenas quando condições anormais de mercado já prevalecem, mas antecipando-se a elas, de forma que os portfólios possam ser alterados enquanto a liquidez ainda é alta e antes que as perdas aconteçam.

Nesse sentido, acadêmicos e analistas de mercado têm se esmerado em desenvolver técnicas para antecipar crises, encontrar formas de obter aviso prévio para retornos atípicos no futuro. Várias dessas tentativas procuram concentrar-se na análise de variáveis macroeconômicas. O monitoramento de indicadores macroeconômicos, tais como saldo em conta-corrente, reservas internacionais, crédito bancário, entre outros, vem sendo preconizado por vários autores, entre eles BERG e PATILLO (1998), FRANKEL e ROSE (1996) e KAMINSY, LIZONDO e REINHART (1998), como uma ferramenta eficaz para antecipação de crises financeiras.

Há também aqueles que acreditam que, da análise dos preços dos ativos financeiros, ou das informações implícitas nesses preços, é possível obter informações acerca de retornos de grande magnitude no futuro. Baseados na abordagem das expectativas racionais/mercados eficientes, vários estudiosos, dentre eles MALZ (2000), postulam que, tendo em vista os preços dos ativos refletirem a incerteza acerca do curso futuro da economia, deles podem ser extraídas importantes informações sobre o comportamento macroeconômico à frente.

O presente trabalho tem por objetivo testar uma das técnicas criadas para, da análise de informações implícitas nas séries de preços dos ativos financeiros, obter informações sobre eventos financeiros anormais no futuro. Mais especificamente, pretende-se testar se as volatilidades implícitas em opções de Telebrás e de Dólar Comercial fornecem informações úteis sobre retornos de grande magnitude no futuro. Além disso, pretende-se propor uma ferramenta prática que capture tais informações.

A escolha da volatilidade implícita como variável a ser observada deve-se à constatação de que ela é o melhor estimador do que vai acontecer com a volatilidade no futuro, como mostram CHRISTENSEN e PRABHALA (1998), JORION (1995) e NAVATTE e VILLA (2000). Além disso, como bem observa MALZ (2000), as informações implícitas nos preços das opções podem perfeitamente funcionar como sinalizadores de eventos de *stress*, pelo fato das opções serem negociadas, dentre outras razões, para que o mercado adeque suas posições a grandes mudanças nos preços dos ativos.

Acredita-se que as conclusões obtidas da análise das volatilidades implícitas nas opções de Telebrás e Dólar Comercial possam ser estendidas aos demais mercados brasileiros. Imagina-se que Telebrás seja um excelente *proxy* para o mercado acionário brasileiro, tendo em vista a alta correlação existente entre a ação e o índice Bovespa. Opções de Dólar Comercial, por sua vez, podem dar uma boa idéia acerca das expectativas de investidores, tanto domésticos quanto estrangeiros, sobre os rumos e riscos da economia brasileira como um todo. GARCIA (1997) trata desse assunto ao explicar como é utilizado o mercado futuro de Dólar no Brasil. Segundo o autor, qualquer que seja o cenário de crise no Brasil, passa-se, necessariamente, por uma desvalorização cambial. Dessa forma, no evento crise o valor do ativo contrato futuro de dólar aumenta. Depreende-se daí que o contrato futuro de dólar funciona como uma cobertura, ou *hedge*, contra o risco agregado da economia. O mesmo raciocínio pode ser estendido ao mercado de opções em Dólar Comercial, ressaltando-se as diferenças de liquidez entre os 2 mercados. É de se esperar que, diante da expectativa de crise, a probabilidade de exercício de uma determinada opção de compra de Dólar Comercial aumente, levando ao acréscimo do seu prêmio.

Conforme poderá ser verificado no decorrer do trabalho, tanto as volatilidades implícitas em opções de Telebrás quanto em opções de Dólar Comercial fornecem informações úteis acerca de retornos de grande magnitude no futuro - o mesmo resultado a que chegou MALZ (2000) ao analisar diversos mercados de opções nos Estados Unidos e Europa. Ao contrário de MALZ (2000), contudo, alguns problemas foram encontrados na tentativa de se capturar tais informações. Para o Dólar Comercial, a ferramenta de captura das informações fornecidas pela volatilidade implícita não se mostrou eficaz. Eventos anormais não foram previamente identificados e alguns falsos sinais foram emitidos. No caso da Telebrás, obteve-se sinalização para eventos de *stress* no futuro, mas a um nível de confiança um pouco aquém do desejado (92%, quando utilizada uma das 3 estimativas de volatilidade implícita consideradas no presente trabalho). Ainda assim, acredita-se que, depois de aperfeiçoada, a ferramenta descrita neste estudo possa ser utilizada como auxiliar no gerenciamento de risco.

Na próxima seção são descritos os dados utilizados e a metodologia para obtenção das estimativas de volatilidade implícita. Em seguida, passa-se à descrição dos resultados dos testes. Primeiro, é descrito o teste de causalidade, quando procura-se verificar se a volatilidade implícita contém informações úteis a respeito de retornos de grande magnitude no futuro. Depois, é descrita a ferramenta prática utilizada para capturar as informações fornecidas pela volatilidade implícita.

## **2. DESCRIÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA**

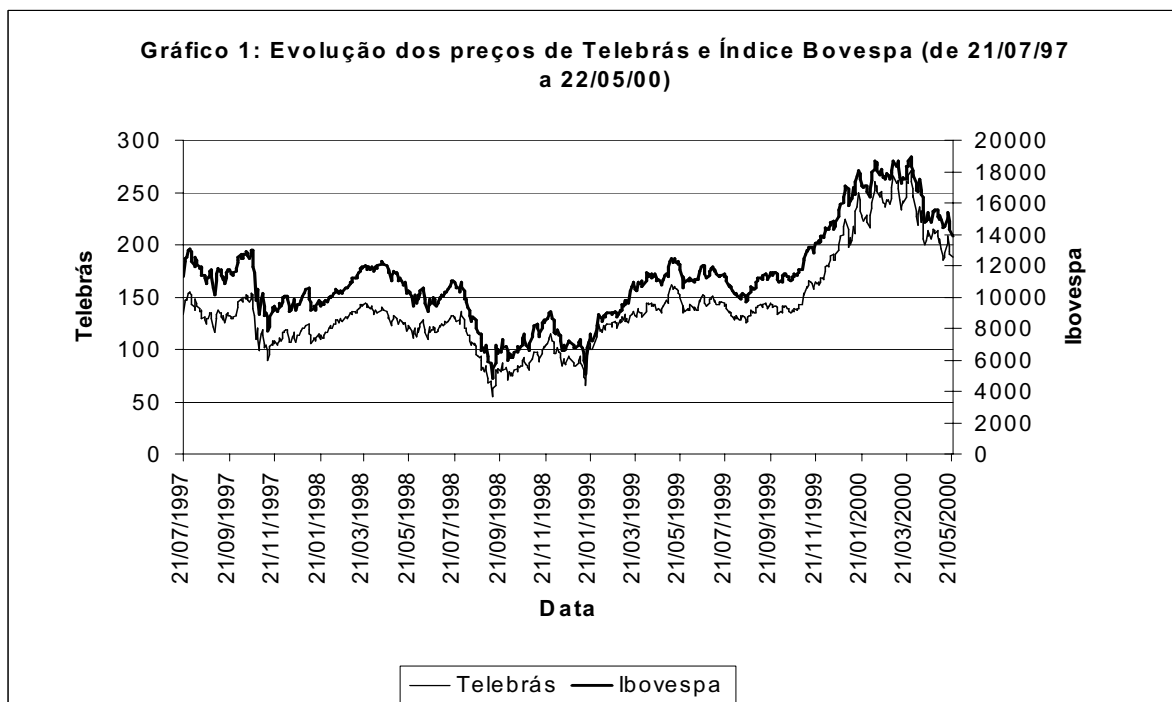
Com o intuito de verificar a relação existente entre volatilidade implícita e eventos de *stress* no mercado brasileiro, foram escolhidos 2 mercados de opções: opções de compra em Telebrás, negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), e opções de compra em Dólar Comercial, negociadas na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). O mercado de opções de compra em Telebrás funciona, no presente estudo, como *proxy* para o mercado acionário brasileiro<sup>2</sup>. Acredita-se que as conclusões obtidas da análise das opções de Telebrás não se encontram muito distantes daquelas que seriam obtidas

---

<sup>2</sup> Vale lembrar que as ações de Telebrás deixaram de ser negociadas em 21/09/98. Desde então, foi dada ao investidor a opção de deter recibos de Telebrás, um certificado representando uma cesta das 12 novas ações oriundas da cisão da *holding* Telebrás. Dessa forma, a partir de 21/09/98 são utilizados, para a presente análise, os preços dos recibos das teles.



caso fosse utilizado o mercado de opções em futuro de índice<sup>3</sup>, tendo em vista a alta correlação existente entre Telebrás e Ibovespa (correlação para o período analisado de 0,98)<sup>4</sup>, conforme pode ser constatado pela simples observação do gráfico abaixo.



São necessários os seguintes dados para se obter as volatilidades implícitas em opções de compra de Telebrás e Dólar Comercial: a) preço do ativo-objeto (S), que no caso específico trata-se da cotação de venda do lote de 1000 ações de Telebrás, expressa em R\$, e da cotação de venda do dólar comercial, expressa em reais por US\$ 1.000; b) preço de exercício da opção (K), também expresso em R\$ por lote de 1000 ações, no caso da Telebrás, e em reais por US\$ 1.000, no caso do dólar comercial; c) número de dias úteis até o vencimento como fração do ano de 250 dias úteis (t); d) taxa CDI anual composta e contínua, utilizada como *proxy* para a taxa de juros sem risco ( $R_f$ )<sup>5</sup>; e e) prêmio da opção de compra de Telebrás e de Dólar Comercial (C), cotação do último negócio, expresso em R\$ e em R\$ por US\$ 1.000, respectivamente. Conforme observa LEMGRUBER (1995, p.38), “se o modelo de BLACK & SCHOLES é válido, ele pode

<sup>3</sup> Existe um mercado de opções em futuro de índice no Brasil. Contudo, conta com liquidez bastante inferior àquela do mercado de opções de Telebrás.

<sup>4</sup> Problema maior talvez seja aquele relacionado ao tamanho do mercado de opções. Pode ser muito pequeno para se tirar conclusões aplicáveis ao mercado de ações como um todo.

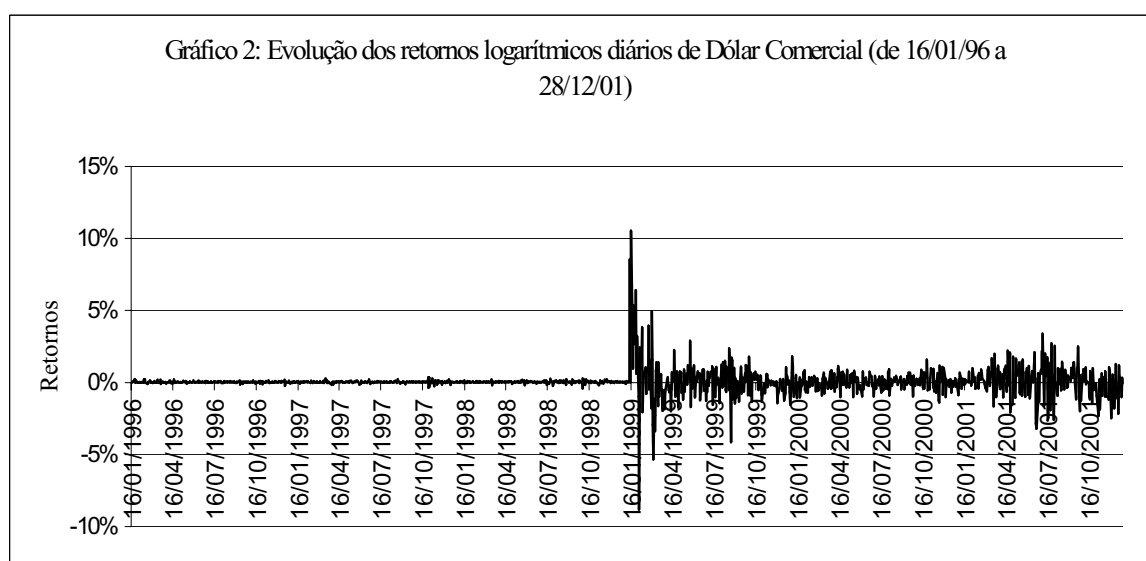
<sup>5</sup> A taxa CDI obtida junto ao Banco Central é mensal over. A conversão para taxa anual composta e contínua é feita da seguinte forma:  $R_f(\text{anual composta}) = \left[ \left( 1 + \frac{R_f(\text{mensal})}{30 \times 100} \right)^{250} - 1 \right] \times 100$ . De anual composta para anual composta e contínua basta fazer:  $R_f(\text{anual}) = \ln[1 + R_f(\text{anual composta})]$ .

ser empregado para obter uma estimativa da volatilidade, denotada como desvio-padrão implícito, ISD. Assim, conhecendo-se os quatro parâmetros ...,  $S$ ,  $K$ ,  $t$  e  $R_f$ , e o preço da opção observado no mercado, sabe-se que existe apenas um único ISD que soluciona a fórmula de BLACK & SCHOLES”.

Todos os dados são diários e, para as opções em Telebrás, cobrem o período compreendido entre 21/07/1997 e 22/05/2000. Para o teste de sinalização de Telebrás também foram utilizados dados referentes às 50 semanas anteriores à data inicial de 21/07/97. No caso das opções de dólar comercial, a análise foi feita para o período compreendido entre 14/07/1999 a 28/12/2001. Para o teste de sinalização do dólar comercial, foram utilizados dados das 25 semanas anteriores à data inicial de 14/07/99. As opções de compra (*calls*) em Telebrás são do tipo americano, e as *calls* em Dólar Comercial do tipo europeu. Seus prêmios ( $C$ ), bem como os preços de exercício ( $K$ ) foram fornecidos pela BM&F, para o câmbio, e pela Bovespa, para Telebrás. Os preços dos ativos-objeto ( $S$ ) foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil (câmbio) e Bovespa (Telebrás). A taxa CDI ( $R_f$ ) foi obtida junto ao Banco Central do Brasil.

Para a análise do mercado de câmbio foi escolhido período posterior à desvalorização de janeiro/99. Mesmo mantido o regime de flutuação gerenciada, com o Banco Central atuando no mercado de câmbio quando julga conveniente, há uma grande diferença entre o sistema atual e o anterior de bandas cambiais. Para ilustrar tal diferença, basta compararmos a volatilidade desse mercado antes e depois do ocorrido em meados de jan/99. Se pegarmos os 2 anos anteriores a jan/99, veremos que a volatilidade histórica do período é de 5,22% ao ano, enquanto que para o período escolhido para a análise atual, a volatilidade histórica mais que dobra, ficando em 12,96% ao ano.

Por julgar que o estudo ficaria prejudicado pela utilização de cotações fortemente influenciadas pelo controle do Banco Central, optou-se por analisar apenas o período posterior à desvalorização, ainda que o número de observações tenha ficado bastante reduzido. O gráfico 2 abaixo não deixa dúvidas com relação à mudança ocorrida no mercado de câmbio após o abandono do sistema de bandas cambiais, em janeiro/99. Antes disso, os retornos diários do Dólar Comercial situavam-se bem próximos de 0, sem qualquer sobressalto. Após a desvalorização, o mercado passou a flutuar muito mais.



Tendo em vista que diariamente são negociadas várias *calls* de Dólar Comercial na BM&F e de Telebrás na Bovespa, em função de vencimentos e preços de exercício diferentes, depara-se com o problema de obter diferentes volatilidades implícitas para o mesmo ativo-objeto<sup>6</sup>. Contudo, sabe-se que existe apenas uma volatilidade. Para solucionar tal problema, LEMGRUBER (1995) sugere 2 alternativas: (i) que se utilize médias ponderadas para as volatilidades implícitas; e (ii) que se obtenha a volatilidade implícita da opção mais em cima do dinheiro<sup>7</sup>, como sugere BECKERS (1981)<sup>8</sup>. Dessa forma, optou-se por fazer a análise com 3 estimativas diferentes de volatilidades implícitas: i) uma que é a média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios efetuados para cada série; ii) média das volatilidades implícitas do

<sup>6</sup> São negociadas, em média, 10 séries de *calls* de Telebrás por dia, para 10 preços de exercício diferentes. Ao aproximar-se determinado vencimento, o número de séries normalmente aumenta, em 2 ou 3, tendo em vista serem abertas algumas poucas séries para o próximo vencimento. Com relação às *calls* de Dólar, o número médio de séries negociadas é menor, entre 3 e 4. Aumenta em 1 ou 2 séries quando determinado vencimento se aproxima e são abertas séries para o próximo vencimento. No que se refere à liquidez, o mercado de opção de compra de Dólar Comercial é pouco líquido, com a série mais líquida raramente ultrapassando 60 negócios no dia. O lote padrão é de US\$ 50.000. Opções de compra de Telebrás, por sua vez, são bem mais líquidas. As séries mais negociadas ultrapassam, facilmente, 1500 negócios/dia. É bem verdade que, após o início da negociação dos recibos, a liquidez apresentou redução.

<sup>7</sup> Opções mais em cima do dinheiro são aquelas cujos preços de exercício encontram-se mais próximos do preço à vista do ativo-objeto.

<sup>8</sup> A sugestão de se calcular a volatilidade implícita da opção mais em cima do dinheiro encontra-se em BECKERS, S. *Standard Deviation in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability*. **The Journal of Banking and Finance**, 5: 367-382, 1981.

dia ponderada pelo Gama da opção, definido como a taxa de variação do delta<sup>9</sup>; e iii) a volatilidade implícita da opção mais em cima do dinheiro, definida como aquela que tem o valor presente do preço de exercício (K) mais próximo do preço *spot* (S) do ativo-objeto.

Alguns filtros foram incluídos antes dos cálculos de volatilidade implícita serem efetuados. Foram eliminadas as *calls* no dia de seus vencimentos (prêmio = 0), bem como aquelas cujo número de negócios era 0. Outrossim, tendo em vista o contido em MALZ (2000) referente às distorções nas volatilidades de opções muito curtas, optou-se por considerar apenas as séries que contavam com 6 dias úteis ou mais até o vencimento. Vale dizer que a escolha do número 6 é arbitrária.

Filtrados os dados, a volatilidade implícita foi calculada utilizando-se a fórmula de Black-Scholes para *calls* do tipo europeu:

$$C = SN(d_1) - VP(K)N(d_2)$$

Com,

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left[R_f + \frac{\sigma^2}{2}\right]t}{\sigma\sqrt{t}}$$

e

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left[R_f - \frac{\sigma^2}{2}\right]t}{\sigma\sqrt{t}}$$

Tendo em vista que as opções em Telebrás são do tipo americano, a utilização de um modelo de precificação para opções do tipo europeu pode gerar um viés de alta na volatilidade estimada. JORION (1995), contudo, afirma que tal viés é pequeno para opções de prazo curto como as que são objeto da presente análise.

---

<sup>9</sup> O Gama de um ativo corresponde à taxa de variação do Delta deste ativo em relação a variações no preço do ativo-objeto. O Delta, por sua vez, refere-se à taxa de variação do valor de um ativo em relação a variações no preço do ativo-objeto.

Obtidas as volatilidades implícitas diárias de cada série, são eliminadas as de valor negativo, fato que representaria oportunidade de arbitragem<sup>10</sup>. Com os dados limpos, são efetuados os cálculos da média diária, ponderada ou pelo número de negócios ou pelo Gama. No caso da série de volatilidades implícitas da opção mais em cima do dinheiro, observou-se qual série no dia tinha valor presente do preço de exercício mais próximo do valor à vista do ativo-objeto.

O Gama ( $\Gamma$ ) utilizado como fator de ponderação em uma das estimativas de volatilidade implícita é obtido por intermédio da seguinte fórmula de Gama para *call* do tipo europeu:

$$\Gamma = \frac{N'(d_1)}{S\sigma\sqrt{T-t}}$$

com,

$$N'(d_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-d_1^2/2}$$

Entre 21/07/97 e 22/05/00 foram obtidas 696 volatilidades implícitas em opções de Telebrás para cada uma das 3 estimativas de volatilidade implícita. Entre 14/07/99 e 28/12/01 foram obtidas 609 volatilidades implícitas em opções de Dólar Comercial para cada estimativa de volatilidade. Todas elas foram utilizadas para o teste de causalidade. Também se fez necessário calcular as volatilidades implícitas das 250 observações anteriores a 21/07/97, no caso da Telebrás, com o intuito de implementar o teste de sinalização. No caso do câmbio, foram calculadas, para serem utilizadas no teste de sinalização, volatilidades implícitas das 125 observações anteriores a 14/07/99. Vale lembrar que, para o câmbio, há dias em que há cotação para o ativo-objeto, dólar comercial, mas não há negócios no mercado de opções (o dia 31/12, por exemplo).

É apresentado na tabela abaixo um resumo estatístico dos retornos de Telebrás e Dólar Comercial. Vale notar que a distribuição de retornos de Telebrás, bem como a de Dólar Comercial, são leptocúrticas, evidenciando a existência de caudas “gordas”. Com relação à assimetria, a distribuição de retornos de Telebrás tem assimetria positiva, ou seja, tem cauda mais longa à direita. De maneira oposta, a distribuição de retornos de

---

<sup>10</sup> Se em um mesmo dia todas as séries de opção resultam em VI negativa, não é computada a VI.

Dólar Comercial tem assimetria negativa, apresentando cauda mais longa à esquerda. No que se refere às volatilidades, no caso dos retornos de Telebrás, a estimativa de volatilidade implícita que mais se aproxima da volatilidade histórica é aquela obtida da ponderação das volatilidades implícitas do dia pelo número de negócios. Quando observados os retornos do Dólar Comercial, a estimativa de volatilidade implícita mais próxima da histórica é aquela obtida da ponderação das volatilidades implícitas do dia pelo Gama da opção.

**Tabela 1 – Resumo Estatístico dos Retornos de Telebrás e Dólar Comercial, para os períodos 21/07/97 a 22/05/00 e 14/07/99 a 28/12/01, respectivamente.**

	TELEBRÁS	DÓLAR COMERCIAL
PERÍODO ANALISADO	21/07/97 a 22/05/00	14/07/99 a 28/12/01
VOLATILIDADE HISTÓRICA	59,63%	12,96%
	<b>RETORNO DOS ATIVOS</b>	
	TELEBRÁS	DÓLAR COMERCIAL
RETORNO MÉDIO DIA	0,0510%	0,038%
ASSIMETRIA	0,98	-0,34
CURTOSE	13,65	2,55
	<b>VOLATILIDADES MÉDIAS ANO</b>	
	TELEBRÁS	DÓLAR COMERCIAL
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO Nº NEGÓCIOS	62,64%	13,66%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO GAMA	76,98%	13,12%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA DAS ATM	79,72%	12,46%
	<b>VOLATILIDADES MÍNIMAS ANO</b>	
	TELEBRÁS	DÓLAR COMERCIAL
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO Nº NEGÓCIOS	40,52%	3,05%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO GAMA	47,29%	3,88%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA DAS ATM	40,29%	2,46%
	<b>VOLATILIDADES MÁXIMAS ANO</b>	
	TELEBRÁS	DÓLAR COMERCIAL
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO Nº NEGÓCIOS	164,87%	47,38%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA MÉDIA PONDERADA PELO GAMA	165,64%	33,81%
VOLATILIDADE IMPLÍCITA DAS ATM	164,87%	37,86%

### 3. RESULTADOS

No presente capítulo serão efetuados os testes de causalidade e de sinalização. Por meio do teste de causalidade pretende-se verificar se existem evidências estatísticas que respaldem a idéia de que a volatilidade implícita contém boas informações acerca de retornos futuros de grande magnitude nos mercados de câmbio e de ação no Brasil. O teste de sinalização, por sua vez, consiste na captura das informações fornecidas pela volatilidade implícita por uma sistema prático de sinalização.

#### 3.1. Testes de Causalidade

Assim como em MALZ (2000), a causalidade será testada por meio de testes de causalidade de Granger. Diz-se que uma série temporal  $y$  (volatilidade implícita) causa outra série temporal  $x$  (retornos quadráticos) se os valores passados de  $y$  ajudam a prever os valores atuais de  $x$ . Fica claro que trabalha-se com uma idéia de causalidade diferente daquela com a qual se está acostumado, já que pretende-se apenas investigar se uma variável  $y$  ajuda a prever uma outra variável  $x$ . De acordo com o teste de Granger,  $y$  não causa  $x$  se, para todo  $s > 0$ , o erro quadrático médio da previsão de  $x_{t+s}$  baseada em  $(x_t, x_{t-1}, \dots)$  é igual ao erro quadrático médio da previsão de  $x_{t+s}$  baseada tanto em  $(x_t, x_{t-1}, \dots)$  quanto em  $(y_t, y_{t-1}, \dots)$ . Como bem observa HAMILTON (1994), a razão de Granger para propor tal definição reside na idéia de que se um evento  $y$  é a causa de outro evento  $x$ , então o evento  $y$  deve preceder o evento  $x$ .

O teste consiste, basicamente, na comparação dos resíduos de 2 regressões. A primeira, chamada de ampla, tem como variável dependente o retorno quadrático na data  $t$  e como variáveis independentes os retornos quadráticos e as volatilidades implícitas nas 5 datas anteriores a  $t$ :

$$r_t^2 = \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i \sigma_{t-i} + u_t$$

A escolha do *lag* de 5 dias é arbitrária, da mesma forma que em MALZ (2000). A segunda regressão, chamada de restrita, tem como variável dependente o retorno quadrático em  $t$  e como variáveis independentes apenas os retornos quadráticos nas 5 datas anteriores a  $t$ :

$$r_t^2 = \sum_{i=1}^5 \gamma_i r_{t-i}^2 + v_t$$

Vale dizer que o uso de retornos quadráticos tem a função de restringir a análise a retornos de grande magnitude. Ao elevar os retornos ao quadrado está-se dando ênfase maior a grandes variações, não importando os sinais das mesmas.

A variável-teste é dada por:

$$\lambda(r^2, \sigma) = \frac{\sum_{t=1}^T v_t^2 - \sum_{t=1}^T u_t^2}{\sum_{t=1}^T u_t^2} \frac{T - 2k - 1}{k},$$

com  $r^2$  denotando retornos quadráticos,  $\sigma$  a volatilidade implícita,  $v_t$  e  $u_t$  os resíduos das regressões restrita e ampla, respectivamente,  $T$  o tamanho da amostra e  $k$  o *lag*. O tamanho da amostra é 696 para Telebrás e 609 para Dólar Comercial. O *lag*, como já mencionado, é de 5 dias. Vale dizer que os testes serão feitos para cada estimativa de volatilidade implícita: média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios, média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo Gama e a volatilidade implícita da opção mais em cima do dinheiro (*at-the-money* ou, simplesmente, ATM).

No caso da variável teste,  $\lambda(r^2, \sigma)$ , exceder o valor crítico da distribuição F para o nível de confiança de 95%, então a hipótese nula, que diz que a volatilidade implícita ( $y$ ) não causa retornos quadráticos ( $x$ ), de acordo com Granger, é rejeitada.



### 3.1.1. Testes de causalidade para Telebrás

Nas tabelas 2 e 3 abaixo encontram-se os resultados da regressão restrita e da primeira regressão ampla para Telebrás, que tem como uma das variáveis independentes a estimativa de volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios.

**Tabela 2: Regressão restrita, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em  $t$  e independente retornos quadráticos de Telebrás nas 5 datas anteriores a  $t$ .**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	5	0,000660031	4,288832	0,000754
Resíduo	691	0,021268317		
Total	696	0,021928348		

**Tabela 3: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em  $t$  e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas (média ponderada pelo nº de negócios) em opções de Telebrás nas 5 datas anteriores a  $t$ .**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001600949	5,40281	1E-07
Resíduo	686	0,020327399		
Total	696	0,021928348		

O valor crítico de  $F$ , ao nível de confiança de 95%, com  $k = 5$  graus de liberdade no numerador e  $T-2k-1$  graus de liberdade no denominador é 2,227 (não confundir com o  $F$  das tabelas). A variável-teste,  $\lambda(r^2, \sigma)$ , calculada com base na comparação das somas dos quadrados dos resíduos, tem valor 6,35. Dessa forma, dado que a variável-teste é maior que o valor crítico de  $F$ , rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade, ou seja, a volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios é útil em prever retornos quadráticos de Telebrás.

A tabela 4 apresenta os resultados da regressão ampla que tem a volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo Gama como uma das variáveis independentes. A variável-teste, nesse caso, tem valor 2,54, maior, portanto, que o valor crítico de F, 2,227. Novamente é aceita a hipótese de causalidade.

**Tabela 4: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em t e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas (média ponderada pelo Gama) em opções de Telebrás nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001046613	3,4383	0,000204
Resíduo	686	0,020881735		
Total	696	0,021928348		

Os resultados da regressão ampla que tem a volatilidade implícita das opções ATM como uma das variáveis independentes são apresentados na tabela 5 abaixo. A variável-teste tem valor 4,26, maior, portanto, que o valor crítico de F. Da mesma forma que nas estimativas anteriores de volatilidade implícita, a volatilidade implícita das opções ATM é útil em prever retornos quadráticos de Telebrás, ao nível de confiança de 95%.

**Tabela 5: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em t e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas das opções ATM de Telebrás nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001300465	4,324821	6,96E-06
Resíduo	686	0,020627883		
Total	696	0,021928348		

Finalmente, vale dizer que os valores p de todas as regressões apresentadas até o momento são menores que (1 - nível de confiança desejado), 95% ( $\alpha = 0,05$ ), ou seja, pelo menos um dos coeficientes de cada regressão é diferente de 0, condição necessária para que o modelo contribua com informações para previsão da variável dependente.

### 3.1.2. Testes de causalidade para Dólar Comercial

Nas tabelas 6 e 7 encontram-se os resultados da regressão restrita e da primeira regressão ampla para o Dólar Comercial, que tem como uma das variáveis independentes a estimativa de volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios.

**Tabela 6: Regressão restrita, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independente retornos quadráticos de Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	5	1,60688E-06	18,23173	7,17E-17
Resíduo	603	1,06292E-05		
Total	608	1,22361E-05		

**Tabela 7: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas (média ponderada pelo n° de negócios) em opções de Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	2,47623E-06	15,17222	2,65E-24
Resíduo	598	9,75986E-06		
Total	608	1,22361E-05		

O valor crítico de F, ao nível de confiança de 95%, com  $k = 5$  graus de liberdade no numerador e  $T-2k-1$  graus de liberdade no denominador é 2,229. A variável-teste,  $\lambda(r^2, \sigma)$ , tem valor 10,65. Dessa forma, dado que a variável-teste é maior que o valor crítico de F, rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade, ou seja, a volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios é útil em prever retornos quadráticos do Dólar Comercial.

A tabela 8 apresenta os resultados da regressão ampla que tem a volatilidade implícita calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo Gama como uma das variáveis independentes. A variável-teste, nesse caso, tem valor 15,12 - maior, portanto, que o valor crítico de F, 2,229. Novamente é aceita a hipótese de causalidade.

**Tabela 8: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas (média ponderada pelo Gama) em opções de Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	2,79982E-06	17,74314	1,8E-28
Resíduo	598	9,43628E-06		
Total	608	1,22361E-05		

Os resultados da regressão ampla que tem a volatilidade implícita das opções ATM como uma das variáveis independentes são apresentados na tabela 9 abaixo. A variável-teste tem valor 7,53 - maior, portanto, que o valor crítico de F. Da mesma forma que nas estimativas anteriores de volatilidade implícita, a volatilidade implícita das opções ATM é útil em prever retornos quadráticos de Dólar Comercial, ao nível de confiança de 95%.

**Tabela 9: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas das opções ATM de Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	2,23671E-06	13,37633	2,5E-21
Resíduo	598	9,99939E-06		
Total	608	1,22361E-05		

Como observado na análise feita com Telebrás, para o Dólar os valores p de todas as regressões apresentadas são menores que (1 - nível de confiança desejado), 95% ( $\alpha = 0,05$ ).

### **3.2. Testes de Causalidade Modificados**

O teste de causalidade modificado difere dos testes da seção anterior no que se refere à utilização de volatilidade implícita quadrática (algo como “variância implícita”) como variável independente, em substituição à volatilidade implícita. Tendo em vista a utilização de retorno quadrático como variável dependente, com o intuito de dar maior ênfase a grandes flutuações, pretende-se verificar o que ocorre com o teste de causalidade quando trabalha-se com variáveis de mesma ordem de grandeza.

#### **3.2.1. Testes de causalidade modificados para Telebrás**

As tabelas 10, 11 e 12 a seguir referem-se às regressões amplas dos retornos quadráticos de Telebrás nos retornos quadráticos passados de Telebrás e nas volatilidades implícitas quadráticas passadas. Cada uma das regressões utiliza uma das 3 estimativas de volatilidade implícita. Quando se utiliza a média ponderada pelo número de negócios como uma das variáveis independentes, a comparação dos resíduos resulta em um valor para a variável-teste de 5,91. Quando utiliza-se a média ponderada pelo Gama a variável-teste passa a ser 2,46. Já para as volatilidades implícitas quadráticas das ATM a variável teste é igual a 4,57. Todas as variáveis-teste são maiores que o valor crítico de F, 2,227. Portanto, a causalidade de Granger também é aceita quando se trabalha com “variância implícita” ao invés de volatilidade implícita. Vale notar que todos os valores p são menores que o  $\alpha = 0,05$ .

**Tabela 10: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em t e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas quadráticas (média ponderada pelo nº de negócios) em opções de Telebrás nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001538151	5,174896	2,47E-07
Resíduo	686	0,020390197		
Total	696	0,021928348		

**Tabela 11: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em t e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas quadráticas (média ponderada pelo Gama) em opções de Telebrás nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001034809	3,397599	0,000237
Resíduo	686	0,020893539		
Total	696	0,021928348		

**Tabela 12: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Telebrás em t e independentes retornos quadráticos de Telebrás e volatilidades implícitas quadráticas das opções ATM de Telebrás nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>Graus de Liberdade</i>	<i>Quadrado dos Resíduos</i>	<i>F</i>	<i>Valor p</i>
Regressão	10	0,001346243	4,487016	3,7E-06
Resíduo	686	0,020582105		
Total	696	0,021928348		

### 3.2.2. Testes de causalidade modificados para Dólar Comercial

As tabelas 13, 14 e 15 referem-se às regressões amplas dos retornos quadráticos de Dólar Comercial nos retornos quadráticos passados de Dólar Comercial e nas volatilidades implícitas quadráticas passadas. Cada uma das regressões utiliza uma das 3 estimativas de volatilidade implícita. Quando se utiliza a média ponderada pelo número de negócios como uma das variáveis independentes, a comparação dos resíduos resulta em um valor para a variável-teste de 9,98. Quando utiliza-se a média ponderada pelo Gama, a variável-teste passa a ser 18,15. Já para as volatilidades implícitas quadráticas das ATM, a variável teste é igual a 8,75. Todas as variáveis-teste são maiores que o valor crítico de F, 2,229. Portanto, a causalidade de Granger também é aceita quando se trabalha com “variância implícita” ao invés de volatilidade implícita no mercado de Dólar Comercial. Mais uma vez, todos os valores p são menores que o  $\alpha = 0,05$ .

**Tabela 13: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas quadráticas (média ponderada pelo nº de negócios) em Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	2,42688E-06	14,795	1,11E-23
Resíduo	598	9,80922E-06		
Total	608	1,22361E-05		

**Tabela 14: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas quadráticas (média ponderada pelo Gama) em Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	3,00717E-06	19,48537	3,1E-31
Resíduo	598	9,22892E-06		
Total	608	1,22361E-05		

**Tabela 15: Regressão ampla, com variável dependente retorno quadrático de Dólar Comercial em t e independentes retornos quadráticos de Dólar Comercial e volatilidades implícitas quadráticas das opções ATM de Dólar Comercial nas 5 datas anteriores a t.**

	<i>graus de liberdade</i>	<i>quadrado dos resíduos</i>	<i>F</i>	<i>valor p</i>
Regressão	10	2,3312E-06	14,07444	1,72E-22
Resíduo	598	9,9049E-06		
Total	608	1,22361E-05		

### 3.3. Testes de Sinalização

De acordo com os resultados dos testes de causalidade, pode-se afirmar que as volatilidades implícitas em opções de Telebrás e Dólar Comercial contêm informações acerca de retornos de grande magnitude no futuro. Pretende-se, agora, capturar tais informações por meio de uma ferramenta prática de aviso de eventos de *stress* no futuro. Em outras palavras, o objetivo do teste é medir com que frequência grandes mudanças nos preços dos ativos Telebrás e Dólar Comercial são precedidas por fortes aumentos na volatilidade implícita.

Para mostrar como a volatilidade implícita pode propiciar um sinal de aviso para retornos de grande magnitude no futuro, utilizar-se-á como referência o sistema de aviso proposto em MALZ (2000). Nesse sistema, é considerado o evento volatilidade implícita alta e crescente, e verifica-se se tal evento ajuda a prever o evento retornos atipicamente altos ou baixos.

A volatilidade implícita é considerada alta quando encontra-se 1 desvio-padrão acima de sua média de 1 ano. Para tal, calcula-se para cada data a média e o desvio-padrão da volatilidade implícita no ano anterior (250 dias úteis para Telebrás e 125 para o Dólar).

Considera-se que a volatilidade implícita é crescente se a mesma cresceu mais que 0,6745 volatilidade da volatilidade (*vol of vol*), que vem a ser a volatilidade das mudanças logarítmicas diárias da volatilidade implícita.



Ainda, considera-se que os retornos dos ativos, Telebrás e Dólar Comercial, estão altos, se eles encontram-se 2,33 desvios acima da média dos retornos, que são medidos em termos absolutos.

A sinalização será testada sempre com dados semanais. O dia da semana escolhido é a quarta-feira. No caso do mercado estar fechado na quarta, são utilizados dados da terça-feira. Assim, para definir o evento volatilidade implícita alta, pega-se a série de volatilidades implícitas diárias e calcula-se, para cada dia, a média das 250 últimas observações (125 para o Dólar). Em seguida, calcula-se, também para cada dia, o desvio-padrão das 250 últimas observações (125 para o Dólar). A média e 1 desvio-padrão são somados e comparados com a estimativa de volatilidade implícita do dia. Caso esta seja maior, ela é definida como alta. Finalmente, considera-se apenas as volatilidades implícitas altas nas quartas.

Na definição de volatilidade implícita crescente, calcula-se a mudança logarítmica da volatilidade implícita de quarta a quarta, uma espécie de retorno semanal da mesma. Em seguida, é calculada a média das 50 últimas semanas (25 para o Dólar) desse retorno semanal da volatilidade implícita. Paralelamente a isso, são calculados os desvios dos 250 últimos retornos da volatilidade implícita (125 para o Dólar). Chega-se, assim, à medida *vol of vol*. As *vol of vol* das quartas são isoladas, multiplicadas por raiz de 5 ou por raiz do número de dias da semana em questão. Essa *vol of vol* semanal é então multiplicada por 0,6745, e somada à média dos retornos da volatilidade implícita. Caso o retorno da volatilidade implícita, calculado de quarta a quarta, seja maior que esta última soma, a volatilidade implícita é definida como crescente.

Ainda, para definir retornos elevados, toma-se os preços dos ativos nas quartas e calcula-se a mudança logarítmica de quarta a quarta. É calculada, então, para cada quarta, a médias dos retornos semanais das últimas 50 semanas (25 para o Dólar). Em paralelo a isso, toma-se o desvio-padrão da quarta, que é transformado em desvio semanal pela regra da raiz e multiplicado por 2,33 (99º percentil). Este é então somado à média dos retornos semanais. O resultado desta última soma é comparado à mudança logarítmica absoluta dos preços dos ativos nas quartas. Caso esta seja maior, o retorno é considerado alto.

O mecanismo de sinalização consiste, basicamente, num exame de independência entre dois eventos distintos, conforme já mencionado anteriormente. O primeiro evento, que determina o subconjunto de semanas A, seria a existência de volatilidade implícita alta e em crescimento acentuado na semana t-1. Verificada a ocorrência desse evento, considera-se que um sinal foi enviado. O segundo evento, que determina o subconjunto B, é a constatação de retornos elevados dos ativos-objeto, em módulo, na semana seguinte. De posse desses dois subconjuntos, A e B, é levantado o número de semanas que possuam simultaneamente as duas características explicitadas anteriormente, ou seja, é verificada a interseção dos eventos A e B, que mostra que a sinalização ocorreu com exatidão. O teste de sinalização verificará se há independência entre os dois subconjuntos. Portanto, a hipótese nula é de independência entre os dois eventos, isto é, a hipótese de que a volatilidade implícita não tem valor como sinalizador para retornos de grande magnitude. Para testar  $H_0$ , lança-se mão do teste de Qui-Quadrado.

### 3.3.1. Sinalização de Telebrás

Quando é utilizada a volatilidade implícita calculada como a média das volatilidades do dia ponderada pelo número de negócios, em 14 ocasiões a volatilidade implícita era alta e crescente. Em 7 ocasiões os retornos foram considerados altos. Dessas 7, em 2 a volatilidade era alta e crescente na semana anterior. O valor esperado para  $A \cap B$  é dado pelo número total de semanas multiplicado pela probabilidade da interseção dos dois eventos acontecer.

Assim, o valor estimado/esperado para  $A \cap B$  é  $\frac{14}{144} \frac{7}{144} 144 = 0,681$ . O valor observado, contudo, é 2. O Qui-quadrado é a soma, nas 4 células da tabela de contingência, das diferenças entre valores observados e estimados/esperados:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \frac{(N_{jk} - \frac{N_{j.} N_{.k}}{N})^2}{\frac{N_{j.} N_{.k}}{N}}, \text{ com } N_{jk} \text{ como número de elementos na } jk\text{-ésima célula}$$

da tabela de contingência e com os pontos indicando totais de colunas e células. Nas tabelas 16 e 17 abaixo, N(A) corresponde ao número de eventos do subconjunto A, volatilidade alta e em crescimento, quantidades observadas e esperadas. N(B), por sua vez, corresponde ao número de eventos do subconjunto B, retornos altos na semana

seguinte, quantidades observadas e esperadas.  $N(\sim A)$  e  $N(\sim B)$  são as negações dos subconjuntos A e B.

**Tabelas 16 e 17: Valores observados e estimados para os subconjuntos A (volatilidade alta e em crescimento) e B (retornos altos na semana seguinte), extraídos da série de volatilidades implícitas em opções de Telebrás calculadas como média ponderada pelo número de negócios.**

<b>Observado</b>	N(B)	N( $\sim B$ )	Total
N(A)	2	12	14
N( $\sim A$ )	5	125	130
Total	7	137	144

<b>Esperado</b>	N(B)	N( $\sim B$ )	Total
N(A)	0,681	13,32	14
N( $\sim A$ )	6,32	123,68	130
Total	7	137	144

O valor do  $\chi^2$  para a tabela de contingência acima é de, aproximadamente, 2,98, com um valor p associado de 0,084. Isso significa dizer que a volatilidade implícita em Telebrás sinaliza para eventos de grande magnitude a, aproximadamente, 91,6% de confiança.

O mesmo procedimento é feito para as duas outras estimativas de volatilidade implícita. As tabelas de contingência para a estimativa de volatilidade implícita que conta com ponderação pelo Gama e a das ATM são, respectivamente, as seguintes:

**Tabelas 18 e 19: Valores observados e estimados para os subconjuntos A (volatilidade alta e em crescimento) e B (retornos altos na semana seguinte), extraídos da série de volatilidades implícitas em opções de Telebrás calculadas como média ponderada pelo Gama.**

<b>Observado</b>	N(B)	N(~B)	Total
N(A)	1	6	7
N(~A)	6	131	137
Total	7	137	144

<b>Esperado</b>	N(B)	N(~B)	Total
N(A)	0,34	6,66	7
N(~A)	6,66	130,34	130
Total	7	137	144

**Tabelas 20 e 21: Valores observados e estimados para os subconjuntos A (volatilidade alta e em crescimento) e B (retornos altos na semana seguinte), extraídos da série de volatilidades implícitas nas opções de Telebrás mais próximas de estarem ATM.**

<b>Observado</b>	N(B)	N(~B)	Total
N(A)	1	4	5
N(~A)	6	133	139
Total	7	137	144

<b>Esperado</b>	N(B)	N(~B)	Total
N(A)	0,243	4,757	14
N(~A)	6,757	132,24	139
Total	7	137	144

Para a estimativa de volatilidade calculada utilizando-se ponderação pelo Gama, a volatilidade implícita em Telebrás sinaliza retornos anormais com, aproximadamente, 77% de confiança. Para as volatilidades implícitas das ATM, o nível de confiança é melhor (aproximadamente 90%).

A análise acima, como bem observa STEVENSON (1981), tem como vantagem o fato de não ser necessário assumir hipóteses quanto à forma da população. Por outro lado, o autor chama atenção para uma possível limitação do teste: cada célula da tabela de contingência de valores esperados/estimados deve ter frequência maior ou igual a 5. Um eventual aumento da amostra, que resultaria numa frequência maior para cada célula da tabela de contingência, pode ser a solução para esse problema. Vale dizer que MALZ (2000) utilizou outro teste, o hipergeométrico, para verificar a eficácia do sistema prático de aviso.

### **3.3.2. Sinalização de Dólar Comercial**

No caso do Dólar Comercial, a ferramenta prática utilizada com o objetivo de se obter sinalização para eventos de *stress* no futuro não se mostrou eficaz. 4 eventos Retorno Alto (subconjunto B) foram identificados sem que houvesse aviso prévio para o mesmo. Além disso, quando utilizada a estimativa de volatilidade implícita calculada por meio da ponderação pelo número de negócios, foram observados 3 eventos Volatilidade Implícita Alta e em Crescimento (subconjunto A) sem que na semana seguinte tenha ocorrido o evento Retorno Alto (subconjunto B), fato que caracteriza falso sinal. Para as outras 2 estimativas de volatilidade implícita, a das ATM e aquela calculada utilizando-se ponderação pelo Gama, observou-se a ocorrência de 4 e 5 falsos sinais, respectivamente.

#### 4. CONCLUSÕES

O presente trabalho teve por objetivo verificar se as volatilidades implícitas em duas opções negociadas no mercado brasileiro, de Telebrás e de Dólar Comercial, contêm informações acerca de retornos de grande magnitude no futuro. Objetivou-se, também, criar uma ferramenta prática que capturasse tal conteúdo informacional. Pretendeu-se, portanto, aplicar ao mercado brasileiro uma técnica cujo objetivo é possibilitar que os gerenciadores de risco se posicionem em antecipação a eventos de *stress*.

Com relação ao conteúdo informacional da volatilidade implícita, evidências estatísticas indicam que ela contém informações acerca de retornos de grande magnitude no futuro. Tal conclusão aplica-se às volatilidades implícitas em Telebrás e Dólar Comercial, seja qual for a estimativa de volatilidade implícita: calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios, calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo Gama e a volatilidade implícita das opções *at-the-money*. Além disso, testou-se o conteúdo informacional da volatilidade implícita utilizando-se o quadrado da mesma como variável explicativa, e chegou-se à mesma conclusão, também utilizando-se as três estimativas de volatilidade implícita.

Tendo sido verificado que a volatilidade implícita fornece informações acerca de retornos anormais no futuro, partiu-se para a captura de tais informações por intermédio de um sistema prático de aviso. Sinalização foi obtida com um nível de confiança de 92%, quando utilizada a estimativa de volatilidade implícita em opções de Telebrás calculada como média das volatilidades implícitas do dia ponderada pelo número de negócios. Para as outras estimativas de volatilidade, o nível de confiança da sinalização é menor.

No caso do Dólar Comercial, o sistema de aviso não se mostrou eficaz em prever retornos anormais e, além disso, observou-se a ocorrência de falsos sinais. A utilização de uma série mais longa, como a que foi utilizada na análise feita com Telebrás, ou ainda maior, poderia trazer resultados diferentes. Contudo, analisar série mais longa para o Dólar Comercial implicaria na utilização de cotações anteriores à desvalorização de janeiro de 1999. Pelos motivos já explicitados, julga-se conveniente não incluir tais dados.

Mesmo tendo sido utilizado período mais longo para a análise das volatilidades implícitas em opções de Telebrás, e mesmo tendo sido encontrados os eventos Volatilidade Implícita Alta e Crescente (A) e Retornos Altos na semana seguinte (B), há dúvidas com relação à robustez do teste de sinalização. Nas tabelas de contingência utilizadas para o teste de Qui-quadrado, algumas células contaram com frequência menor que 5 (células de interseção dos eventos volatilidade alta e crescente e retornos altos na semana seguinte), fato que, segundo STEVENSON (1981), pode comprometer os resultados do teste. Solução para tal problema seria trabalhar com amostra ainda maior, utilizar critérios menos restritivos para a definição dos eventos, ou trabalhar com outro tipo de teste. MALZ (2000), por exemplo, faz uso do teste hipergeométrico para testar a eficácia do sistema de aviso.

Apesar dos problemas apontados, acredita-se que a ferramenta descrita no presente trabalho seja útil ao gerenciamento de risco. Há indicações de que grandes mudanças no preço dos ativos são precedidas por fortes aumentos na volatilidade implícita em opções. Como sugestão para trabalhos futuros, poder-se-ia testar se as mesmas conclusões seriam obtidas, para o mercado brasileiro, quando utilizadas outras medidas de volatilidade, tais como volatilidade histórica ou EWMA. Para MALZ (2000), que testou diversos mercados, a volatilidade implícita contém informações acerca de retorno de grande magnitude no futuro que não estão contidas em outras medidas de risco. Outros testes poderiam ser feitos com base em critérios diferentes dos aqui utilizados para definir volatilidade implícita alta e em crescimento e retornos dos ativos elevados. Para os testes de causalidade, outros *lags*, que não só o de 5 dias, poderiam ser utilizados.

## 5. BIBLIOGRAFIA

- BATES, David S. *The Crash Of '87: Was It Expected? The Evidence from Options Markets*. **The Journal of Finance**. v.46, n.3, p.1009-1044, July 1991.
- BERG, Andrew; PATTILLO, Catherine. *Are Currency Crises Predictable? A Test*. **IMF Working Paper Series**. n. 98/154, November 1998.
- BLEJER, Mario I.; SCHUMACHER, Liliana. *Central Bank Vulnerability and the Credibility of Commitments – a Value-at-Risk Approach to Currency Crises*. **IMF Working Paper Series**. n. 98/65, May 1998.
- CHRISTENSEN, B.J.; PRABHALA, N.R. *The Relation Between Implied and Realized Volatility*. **Journal of Financial Economics**. v.50, n.3, p.125-150, 1998.
- CORRADO, C.J.; SU, Tie. *Implied Volatility Skews and Stock Return Skewness and Kurtosis Implied by Stock Option Prices*. **The European Journal of Finance**. n.3, p.73-85, 1997.
- FRANKEL, Jeffrey A.; ROSE, Andrew K. *Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment*. **Journal of International Economics**. v.41, p.351-366, 1996.
- GARCIA, Márcio G.P. *A Macroeconomia do Dólar Futuro*. **Resenha BM&F**. n.118, p.37-45, junho/julho 1997.
- GEMMILL, Gordon. *Did Option Traders Anticipate the Crash? Evidence from Volatility Smiles in the U.K. with U.S. Comparisons*. **The Journal of Futures Markets**. v.16, n.8, p.881-897, 1996.
- HAMILTON, James D. **Time Series Analysis**. EUA: Princeton University Press, 1994. 799 p.
- HULL, John C. **Options, Futures and Other Derivatives**. 3. ed. EUA: Prentice-Hall, 1997. 572 p.



JORION, Philippe. *Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market*. **The Journal of Finance**. v.50, n.2, p.507-528, June 1995.

KAMINSKY, Graciela; LIZONDO, Saul; REINHART, Carmem. *Leading Indicators of Currency Crises*. **IMF Staff Papers**. v.45, n.1, p.01-48, March 1998.

LEMGRUBER, Eduardo F. **Avaliação de Contratos de Opções**. Edição Revisada e Ampliada. São Paulo: BM&F, 1995. 62 p.

McCLAVE, James T.; BENSON, P. George; SINCICH, Terry. **Statistics for Business and Economics**. 7. ed. EUA: Prentice-Hall, 1998. 1067 p.

MALZ, Allan M. *Do Implied Volatilities Provide Early Warning of Market Stress?* **RiskMetrics Journal**. v.1, n.1, p.41-60, 2000.

NAVATTE, Patrick; VILLA, Christophe. *The Information Content of Implied Volatility, Skewness and Kurtosis: Empirical Evidence from Long-Term CAC 40 Options*. **European Financial Management**. v.06, n.1, p.41-56, 2000.

NEFTCI, Salih N. **An Introduction to the Mathematics of Financial Derivatives**. EUA: Academic Press, 1996. 352 p.

POWNALL, Rachel A.J.; KOEDIJK, Kees G. *Capturing Downside Risk in Financial Markets: the Case of the Asian Crisis*. **Journal of International Money and Finance**. 18, p.853-870, 1999.

SCHWERT, William G. *Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility*. **NBER Working Paper Series**. n. 2957. May 1989

STEVENSON, William J. **Estatística Aplicada à Administração**. São Paulo: Harper & Row do Brasil, 1981. 495 p.

WONNACOTT, Thomas H.; WONNACOTT, Ronald J. **Introductory Statistics for Business and Economics**. 4. ed. EUA: John Wiley & Sons, 1990. 815 p.

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

*Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>*

## Working Paper Series

*Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>*

- |           |   |           |
|-----------|---|-----------|
| <b>1</b>  | <b>Implementing Inflation Targeting in Brazil</b><br><i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | July/2000 |
| <b>2</b>  | <b>Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | Jul/2000  |
|           | <b>Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | July/2000 |
| <b>3</b>  | <b>Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position</b><br><i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>  | July/2000 |
| <b>4</b>  | <b>An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models</b><br><i>Pedro H. Albuquerque</i>  | July/2000 |
| <b>5</b>  | <b>The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study</b><br><i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | July/2000 |
| <b>6</b>  | <b>Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i>   | July/2000 |
| <b>7</b>  | <b>Leading Indicators of Inflation for Brazil</b><br><i>Marcelle Chauvet</i>  | Set/2000  |
| <b>8</b>  | <b>The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto</i>   | Set/2000  |
| <b>9</b>  | <b>Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity</b><br><i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i>  | Nov/2000  |
| <b>10</b> | <b>Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia<br/>Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998</b><br><i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001  |
| <b>11</b> | <b>A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil</b><br><i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i>  | Mar/2001  |
| <b>12</b> | <b>A Test of Competition in Brazilian Banking</b><br><i>Márcio I. Nakane</i>  | Mar/2001  |

<b>13</b>	<b>Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil</b> <i>Marcio Magalhães Janot</i>	Mar/2001
<b>14</b>	<b>Evaluating Core Inflation Measures for Brazil</b> <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Mar/2001
<b>15</b>	<b>Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?</b> <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i>	Mar/2001
<b>16</b>	<b>Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA</b> <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Mar/2001
	<b>Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework</b> <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	July/2001
<b>17</b>	<b>Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção</b> <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Abr/2001
	<b>Estimating Brazilian Potential Output: A Production Function Approach</b> <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Aug/2002
<b>18</b>	<b>A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil</b> <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Apr/2001
<b>19</b>	<b>Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model</b> <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i>	May/2001
<b>20</b>	<b>Credit Channel without the LM Curve</b> <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i>	May/2001
<b>21</b>	<b>Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência</b> <i>Pedro H. Albuquerque</i>	Jun/2001
<b>22</b>	<b>Decentralized Portfolio Management</b> <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	June/2001
<b>23</b>	<b>Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira</b> <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i>	Jul/2001
<b>24</b>	<b>Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality</b> <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i>	Aug/2001
<b>25</b>	<b>Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00</b> <i>Pedro Fachada</i>	Aug/2001
<b>26</b>	<b>Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil</b> <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Aug/2001

<b>27</b>	<b>Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais</b> <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001
<b>28</b>	<b>Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais</b> <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i>	Nov/2001
<b>29</b>	<b>Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil</b> <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
<b>30</b>	<b>Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates</b> <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
<b>31</b>	<b>Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA</b> <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
<b>32</b>	<b>Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil</b> <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
<b>33</b>	<b>Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation</b> <i>André Minella</i>	Nov/2001
<b>34</b>	<b>Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises</b> <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
<b>35</b>	<b>Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços</b> <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
<b>36</b>	<b>Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?</b> <i>Barry Eichengreen</i>	Feb/2002
<b>37</b>	<b>Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations</b> <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002